



## **PARIS-JOURDAN SCIENCES ECONOMIQUES**

48, Bd JOURDAN – E.N.S. – 75014 PARIS  
TEL : 33(0) 1 43 13 63 00 – FAX : 33 (0) 1 43 13 63 10  
[www.pse.ens.fr](http://www.pse.ens.fr)

### **WORKING PAPER N° 2005 - 19**

#### **Nouvelles technologies et nouvelles formes d'organisation du travail : quelles conséquences pour l'emploi des salariés âgés ?**

**Patrick Aubert**

**Eve Caroli**

**Muriel Roger**

**Codes JEL : J23, L23, O33**

**Mots clés : changements technologiques, changements  
organisationnels, demande de travail**

# **Nouvelles Technologies et Nouvelles Formes d'Organisation du Travail : Quelles conséquences pour l'emploi des salariés âgés ?**

Patrick Aubert<sup>1</sup>      Eve Caroli<sup>2</sup>      Muriel Roger<sup>3</sup>

Cet article s'intéresse aux relations entre nouvelles technologies, changements organisationnels et structure par âge de la main-d'œuvre dans un cadre classique de demande de travail statique. Sous l'hypothèse d'une fonction de coût *translog*, comme cela est habituel dans ce genre de modèle, nous considérons que les seuls facteurs variables sont, dans un premier temps, les effectifs des différents groupes d'âge puis, dans un second temps, les effectifs des groupes d'âge par qualification. Les données utilisées pour estimer ce modèle sont issues de l'appariement de plusieurs sources : l'enquête Changements Organisationnels et Informatisation (COI); les Déclarations Annuelles des Données Sociales (DADS) et la base des Bénéfices Réels Normaux (BRN). Les résultats des estimations montrent que les salariés âgés représentent une part plus faible de la masse salariale dans les entreprises innovantes. Ce « biais à l'encontre de l'âge » est vérifié également au sein des différentes catégories de qualifications : la qualification ne suffit donc pas à protéger complètement contre les conséquences de l'âge.

**Mots-clés** : changements technologiques, changements organisationnels, demande de travail.

**Classification JEL** : J23, L23, O33

---

<sup>1</sup> Département des Etudes Economiques d'Ensemble, Division « Marchés et Stratégies d'Entreprises », Timbre G 320 - 15 bd Gabriel Péri - BP 1000 - 92244 Malakoff Cedex

<sup>2</sup> Université Paris 10, EconomiX et PSE, 48 bd Jourdan, 75014 Paris - France - Tel : 01 43 13 63 25.  
Email : eve.caroli@ens.fr

<sup>3</sup> INRA-LEA, 48 bd Jourdan, 75014 Paris - France - Tel : 01 43 13 63 71. Email : muriel.roger@ens.fr

## 1. Introduction

Les dernières décennies ont été marquées, dans les pays de l'OCDE, par des transformations particulièrement importantes des technologies et des formes d'organisation du travail. Le développement des TIC (technologies de l'information et de la communication) s'est accompagné de l'adoption de pratiques de travail dites "flexibles" ou "innovantes" (Caroli, 2001, Greenan, 2003). Une importante littérature s'est progressivement développée sur l'impact de ces innovations tant technologiques qu'organisationnelles sur la demande de travail. L'effet des TIC et des nouvelles formes d'organisation sur le volume de l'emploi reste toutefois difficile à déterminer. Concernant les nouvelles technologies, l'essentiel des estimations porte sur l'impact sur l'emploi des innovations de produits ou de procédés. Les innovations de produits semblent avoir un impact positif sur la croissance de l'emploi (Van Reenen, 1997) alors que les innovations de procédés ont des effets plus contrastés (Blanchflower et Burgess, 1997). En revanche, l'introduction de pratiques organisationnelles flexibles est, elle, négativement corrélée avec le volume de l'emploi. On ne peut toutefois pas en conclure que les changements organisationnels ont nécessairement un effet négatif sur l'emploi. En effet, il s'agit là d'une concomitance qui peut s'expliquer par le fait que les entreprises tendent à introduire des changements importants dans leur organisation du travail dans les moments où la conjoncture est basse, car le coût d'opportunité de l'ajustement est alors plus faible. Les résultats sont en revanche plus clairs en ce qui concerne l'effet des innovations technologiques et des nouvelles pratiques de travail sur la demande de qualifications exprimée par les entreprises. Dans les deux cas, changements techniques et organisationnels apparaissent biaisés au détriment du travail peu qualifié (voir Berman et al. (1994) et Chennells et Van Reenen (2002) pour l'effet des changements techniques et Caroli et Van Reenen (2001) et Bresnahan et al. (2002) pour les changements organisationnels).

Un troisième effet possible des changements technologiques et organisationnels a trait à leur impact sur les caractéristiques des salariés qui sont en emploi et, en particulier, sur la structure par âge. Changements techniques et organisationnels sont-ils biaisés au détriment des salariés âgés ? Cette dimension, à laquelle nous nous intéressons ici, est, de loin, celle qui a été le moins étudiée dans la littérature alors qu'elle apparaît particulièrement importante dans le contexte actuel de vieillissement de la population<sup>4</sup> et de faible taux d'activité des seniors<sup>5</sup>.

On a beaucoup insisté, dans la littérature, sur le fait que les changements technologiques et organisationnels tendent à accroître le rythme d'obsolescence des compétences. L'idée sous-jacente est que les nouveaux équipements et modes de communication ainsi que les nouvelles formes d'organisation du travail requièrent une capacité d'adaptation accrue de la part des salariés. Cela est dû, pour partie aux caractéristiques propres des nouvelles technologies, mais également au fait que les nouveaux systèmes productifs sont fondés sur une plus grande réactivité aux changements qui interviennent sur les marchés. Dans ces conditions, les salariés doivent être en mesure de s'adapter rapidement aux transformations en cours dans leur environnement ainsi qu'à l'utilisation de matériels et de méthodes de travail parfois radicalement nouveaux. Or, une idée largement répandue est que les capacités d'adaptation des individus décroissent avec leur âge. Celle-ci trouve son fondement dans des travaux de psychologie ainsi que dans le fait que les rendements de la formation diminuent avec l'âge. Heckman (2000) montre ainsi qu'il est souhaitable que les politiques de formation se concentrent sur les individus les plus jeunes. En effet, l'apprentissage influe sur les capacités cognitives qui facilitent elles-mêmes l'acquisition ultérieure de connaissances. Dans ces

---

<sup>4</sup> Selon les prévisions de la Commission Européenne (2003), la proportion d'individus âgés de 55 à 64 ans devrait croître en moyenne de 1,4% par an entre 2002 et 2010.

<sup>5</sup> Dans les pays européens, le taux d'activité des plus de 55 ans ne dépasse pas 40%, alors qu'il atteint 58% aux Etats-Unis et 62% au Japon.

conditions, l'efficacité de la formation est très fortement décroissante avec l'âge, les individus les plus jeunes étant les mieux placés pour acquérir et valoriser par la suite un stock important de capacités cognitives. Il semble ainsi que l'aptitude à accumuler des compétences nouvelles diminue avec l'âge. Les travailleurs âgés paraissent donc moins bien placés que leurs collègues plus jeunes pour faire face à un environnement de travail en mutations rapides. L'obsolescence "économique" due à la réduction de la valeur marchande des connaissances précédemment accumulées se double ainsi d'une obsolescence "technique" due à la baisse de la capacité d'apprentissage aux âges élevés. Toutefois, les salariés âgés sont typiquement dotés d'une plus grande expérience. Or, une source fondamentale d'accumulation de la compétence réside dans l'apprentissage par la pratique (*learning-by-doing*). La maîtrise du métier s'acquiert, aujourd'hui encore, très largement par l'expérience. Dès lors que cette maîtrise n'est pas entièrement codifiable, et donc pas instantanément transférable d'un individu à l'autre, le problème de l'accumulation de compétences au sein de l'entreprise continue à être posé. Dans ces conditions, il n'est pas certain que la productivité des salariés âgés varie de la même façon d'une firme à l'autre lors de l'introduction d'une série d'innovations technologiques et/ou organisationnelles. En particulier, les entreprises intensives en main-d'œuvre qualifiée peuvent être moins tentées de se séparer de leurs salariés les plus âgés.

L'évidence empirique dans ce domaine repose, pour une part importante, sur l'évaluation des difficultés que les travailleurs âgés sont susceptibles de rencontrer dans l'usage des nouvelles technologies et en particulier l'usage d'ordinateurs. Les résultats issus de cette littérature ne mettent cependant pas en évidence de handicap majeur auquel seraient confrontés les travailleurs vieillissants, vis-à-vis du changement technique (Borghans et Ter Weel 2002, Friedberg 2003, Weinberg 2002). Ces résultats doivent toutefois être considérés avec prudence dans la mesure où, tout comme les estimations de l'effet de l'âge sur la productivité, ils sont affectés par un biais de sélection. En effet, la probabilité d'utiliser un ordinateur est mesurée sur le seul échantillon des salariés encore en emploi. Là encore, si les entreprises tendent à ne conserver que les salariés âgés les plus efficaces, le taux moyen d'utilisation des ordinateurs sera surévalué. Corrélativement, l'impact potentiellement négatif de l'âge sur la maîtrise des technologies innovantes sera sous-estimé, les salariés les moins "capables" ayant déjà quitté l'entreprise.

Les travaux récents, initiés par Aubert et al. (2004), et repris par Schöne (2004) et Beckman (2004), abordent la question différemment en s'intéressant aux relations entre nouvelles technologies, changements organisationnels et structure par âge de la main-d'œuvre dans un cadre classique de demande de travail statique. Sous l'hypothèse d'une fonction de coût *translog*, comme cela est habituel dans ce genre de modèle, ces auteurs considèrent que les seuls facteurs variables sont, en première approximation, les effectifs des différents groupes. Les résultats obtenus montrent que les salariés âgés représentent une part plus faible de la masse salariale dans les entreprises innovantes. Aubert et al. (2004) montrent, de plus, sur données françaises, que ce « biais à l'encontre de l'âge » est vérifié également au sein des différentes qualifications. Une des limites de cette étude est toutefois de ne pas contrôler des effets fixes d'entreprise pouvant déterminer simultanément le recours aux changements techniques ou organisationnels et la part relative des différentes classes d'âge dans la main d'œuvre. Cette limite est levée ici.

La section 2 est consacrée à la présentation du modèle économétrique. Ce modèle est estimé sur données d'entreprise françaises. Les données utilisées sont présentées dans la section 3. Les résultats des estimations sont donnés dans la section 4 et les conclusions dans la dernière section.

## 2. Le Modèle Économétrique

Pour étudier les relations entre adoption de nouvelles technologies, changements organisationnels et structure par âge de la main-d'œuvre, nous nous plaçons dans un cadre classique de demande de travail statique. De façon standard, la fonction de coût de l'entreprise est supposée *translog* (Duguet et Greenan 1997).

Comme nous nous intéressons aux effets de l'innovation sur la structure par âge des effectifs, les seuls facteurs variables considérés, en première approximation, sont les effectifs des différents groupes d'âge, indexés par  $a$ . Le nombre total de classes d'âge est égal à  $A$ . Le capital physique est supposé être un facteur de production « quasi-fixe ». Il ne s'ajuste que sur le long terme, et peut donc être considéré comme un facteur exogène à l'équilibre de court terme. Nous faisons de plus l'hypothèse qu'il existe un autre facteur de production quasi-fixe, *INNOV*, qui capture l'utilisation de nouvelles technologies et/ou la pratique d'une organisation du travail innovante dans l'entreprise.

Sous ces hypothèses, les parts de ces différents groupes dans la masse salariale vérifient les relations habituelles suivantes :

$$S_{a,i} = \alpha_a + \sum_{a' \in \{1 \dots A\}} \gamma_{a,a'} \ln(W_{a'})_i + \gamma_{a,K} \ln(K)_i + \gamma_{a,INNOV} \cdot INNOV_i + \gamma_{a,VA} \ln(VA)_i + \gamma_{a,Z} \cdot Z + \varepsilon_{a,i} \quad (1)$$

où  $S_{a,i}$  désigne la part d'une classe d'âge  $a$  dans la masse salariale totale de l'entreprise  $i$ ,  $K$  le stock de capital physique,  $VA$  la valeur ajoutée de l'entreprise au cours de l'année,  $W_{a'}$  le salaire horaire de la classe d'âge  $a'$ .  $Z$  est un vecteur d'indicatrices de secteur et de taille d'entreprises, et  $\varepsilon_{a,i}$  un terme d'erreur stochastique

Comme nous considérons le système d'équations de parts salariales dans son ensemble, il nous faut placer des restrictions supplémentaires sur les paramètres, afin de prendre en compte le fait que les parts somment à un. L'hypothèse de *symétrie* implique que :

$$\gamma_{a,a'} = \gamma_{a',a}.$$

Celle d'*homogénéité* se traduit par :

$$\sum_{a=1}^A \alpha_a = 1 \text{ et } \sum_{a=1}^A \gamma_{a,u} = 0 \quad \forall u \in U = \{u = 1, \dots, A; VA; K; INNOV; Z\}.$$

De plus, l'une des équations est redondante, et nous pouvons de ce fait exclure l'une des classes d'âge du système de demande de travail. Notre modèle économétrique s'écrit alors :

$$S_{a,i} = \alpha_a + \sum_{a' \in \{2 \dots A\}} \gamma_{a,a'} \ln(W_{a'} / W_1)_i + \gamma_{a,K} \ln(K)_i + \gamma_{a,INNOV} INNOV_i + \gamma_{a,VA} \ln(VA)_i + \gamma_{a,Z} \cdot Z + \varepsilon_{a,i} \quad \forall a \in \{2 \dots A\} \quad (2)$$

La classe d'âge 1 est prise comme catégorie de référence pour mesurer les salaires relatifs  $\ln(W_{a'} / W_1)_i$ , et n'apparaît plus dans le système d'équations.

Un premier problème avec le système d'équations (2) est que les termes d'erreurs  $\varepsilon_{a,i}$  peuvent être corrélés entre deux classes d'âge  $a$  et  $a'$  au sein d'une même entreprise  $i$ . Il faut donc prendre en compte la forme de la matrice de variance-covariance de  $\varepsilon_i = \{\varepsilon_{2,i}, \dots, \varepsilon_{A,i}\}$ .

Afin d'obtenir un estimateur non-biaisé des écarts-types des différents coefficients, le système d'équation est estimé par les moindres carrés joints généralisés. En pratique, le système est

estimé une première fois par la méthode des moindres carrés ordinaires, afin d'obtenir des estimateurs convergents des résidus  $\varepsilon_{a,i}$ . Les résidus de l'estimation de première étape sont ensuite utilisés pour calculer un estimateur de la matrice de variance-covariance utilisée, dans une seconde étape, pour construire l'estimateur des moindres carrés généralisés.

Un second problème se pose s'il existe une hétérogénéité inobservée entre entreprises. Les corrélations entre les parts dans la masse salariale des différents groupes d'âge et l'utilisation de nouvelles technologies et/ou la pratique d'une organisation du travail innovante dans l'entreprise peuvent alors être expliquées par des variables inobservables agissant conjointement sur les parts et le recours aux nouvelles technologies ou à des formes innovantes d'organisation du travail. Une réponse habituelle à ce problème consiste à estimer le modèle en différences. Le modèle économétrique s'écrit alors :

$$\Delta S_{a,i} = \sum_{a' \in \{2...A\}} \gamma_{a,a'} \Delta \ln(W_{a'}/W_1)_i + \gamma_{a,K} \Delta \ln(K)_i + \gamma_{a,INNOV} \Delta INNOV_i + \gamma_{a,VA} \Delta \ln(VA)_i + \Delta \varepsilon_{a,i} \quad \forall a \in \{2...A\} \quad (3)$$

avec  $\Delta S_{a,i}$  la variation des parts salariales des différentes classes d'âge,  $\Delta \ln(K)_i$  la variation du log du stock de capital physique,  $\Delta \ln(VA)_i$  la variation du log de la valeur ajoutée de l'entreprise,  $\Delta \ln(W_{a'}/W_1)_i$  les variations des salaires relatifs et  $\Delta \varepsilon_{a,i}$  la variation du terme d'erreur stochastique. Les variations sont prises en différences longues sur 1995-1998. Afin d'obtenir un estimateur non-biaisé des écarts-types des différents coefficients, le système d'équation est estimé, comme dans le cas du modèle statique (2), par les moindres carrés joints généralisés.

### 3. Les données

Les données utilisées sont issues de l'appariement de plusieurs sources : l'enquête Changements Organisationnels et Informatisation (COI), les fichiers administratifs des Déclarations Annuelles des Données Sociales (DADS) et la base des *Bénéfices Réels Normaux* (BRN). Les informations sur le recours par les entreprises aux nouvelles technologies ou aux nouvelles formes d'organisation du travail sont issues de l'enquête COI menée par le SESSI fin 1997 auprès de 4 283 entreprises de plus de 20 salariés du secteur manufacturier<sup>6</sup>. Cette enquête fournit de nombreuses informations sur l'informatisation des entreprises en 1997 mais aussi sur son évolution entre 1994 et 1997. Elle contient de plus des variables permettant de connaître, sur la même période, le recours ou non des entreprises à des pratiques innovantes d'organisation du travail. L'enquête COI ne contenant en revanche aucune information ni sur la structure par âge de la main-d'œuvre ni sur les salaires, nous l'avons appariée aux fichiers administratifs des Déclarations Annuelles des Données Sociales (DADS) afin de disposer de la part dans la masse salariale des différents groupes d'âges. Les DADS sont des fichiers administratifs exhaustifs sur l'ensemble des entreprises et disponibles sur une base annuelle depuis 1994. Ils contiennent des informations sur la taille des entreprises et sur le secteur dans lequel elles exercent leur activité. De plus, pour chaque employé, ils fournissent des informations sur le nombre d'heures et de jours travaillés au cours de l'année, sur les salaires ainsi que sur l'âge et la qualification. Pour finir, les informations sur la structure financière des entreprises sont issues de la base des Bénéfices

<sup>6</sup> Des enquêtes complémentaires ont été effectuées sur le secteur des IAA et certains sous-secteurs du commerce et des services mais le nombre d'entreprises enquêtées dans chacun des cas est beaucoup plus faible que dans le secteur manufacturier (resp. 970, 648 et 1482). De plus, les questions posées étant différentes, nous nous limiterons ici à l'étude du secteur manufacturier.

Réels Normaux (BRN), constituée des bilans des entreprises collectés par l'administration fiscale<sup>7</sup>. Elle contient environ 600 000 entreprises du secteur privé non financier non agricole par an et couvre environ 80% du total des ventes de l'économie. Elle contient en particulier des informations sur la valeur ajoutée et le capital physique.

Après appariement de ces trois sources de données et suppression des quelques firmes dont les évolutions de la masse salariale semblent fortement incohérentes d'une année sur l'autre<sup>8</sup>, l'échantillon d'étude est composé de 3 816 observations en 1998, dont 3 685 pérennes sur la période 1995-1998. Les classes d'âge considérées dans l'étude sont les 20-29 ans, 30-39 ans, 40-49 ans et les 50-59 ans. Les travailleurs âgés de 60 ans et plus sont exclus, l'âge légal de la retraite dans le secteur privé étant, à l'époque, de 60 ans.

A partir de ces données, nous avons défini 5 indicateurs de changement technique ou organisationnel : l'utilisation d'ordinateurs connectés en réseaux dans les services de gestion (ORDI\_GESTION) ou de production (ORDI\_PROD), l'utilisation d'internet (INET), la mise en place de normes de qualité (QUALITE) ou le recours au juste-à-temps (JAT). Ces cinq indicateurs ont été choisis car nous disposons d'informations non seulement sur le recours à ces pratiques en 1997 mais aussi sur leurs évolutions au sein des entreprises entre 1994 et 1997.

Le degré d'informatisation de l'entreprise est donné par les deux premiers indicateurs, ORDI\_GESTION et ORDI\_PROD. Parmi les différentes informations disponibles dans l'enquête COI, nous avons privilégié cette question car, comme souligné par Gollac, Greenan et Hamon-Cholet (2000), une des formes de changement de matériel les plus fréquentes sur la période est l'adoption de réseaux de micro-ordinateurs. Les variables ORDI\_GESTION et ORDI\_PROD sont des variables dichotomiques prenant la valeur 1 en 1997 si l'entreprise dispose de micro-ordinateurs connectés en réseau dans les services de gestion ou de production<sup>9</sup>. La variable ORDI\_PROD est égale à 1 pour 48% des entreprises de notre échantillon, la variable ORDI\_GESTION pour 66%. Ces dispositifs concernent donc un nombre important d'entreprises. Les mêmes questions étant posées de façon rétrospective pour l'année 1994, il est possible de construire un indicateur d'évolution de ces pratiques. Les variables correspondantes seront appelées D\_GESTION et D\_PROD. Elles prennent la valeur 1 respectivement pour 35% et 26% des entreprises et la valeur zéro sinon. En effet, l'abandon entre 1994 et 1997 des réseaux de micro-ordinateurs au sein des entreprises est marginal<sup>10</sup>. Il faut noter ici que la modalité zéro peut correspondre simultanément à une absence de réseau de micro-ordinateurs en 1994 et 1997 ou à l'existence d'un tel réseau aux deux dates. Ces deux situations ne seront pas différenciées lors des estimations.

Dans la lignée des travaux de Biscourp et al. (2002), nous avons défini un second indicateur d'intensité technologique à partir des données de l'enquête COI. INET prend la valeur 1 si l'entreprise utilise Internet soit pour avoir accès à une messagerie électronique, soit pour

---

<sup>7</sup> La déclaration sous le régime du Bénéfice Réel Normal est obligatoire pour les entreprises dont le chiffre d'affaire est supérieur à 730000 euros, les entreprises plus petites pouvant opter pour un autre régime.

<sup>8</sup> Ceci peut être dû, par exemple, au rachat d'une entreprise par une autre. Le taux de croissance des effectifs peut alors devenir très élevé. Pour éviter cela, nous avons éliminé les firmes pour lesquelles l'évolution de la masse salariale entre  $t-1$  et  $t$  est supérieure (ou inférieure) à la valeur moyenne plus (ou moins) cinq fois l'écart-type. Cela réduit la taille de l'échantillon de moins de 2.5%.

<sup>9</sup> Question 16 : " Les services de gestion et de production de votre entreprise sont/étaient-ils équipés avec les outils informatiques suivants ? ... Micro-ordinateurs connectés en réseau... En 1997 ? En 1994 ?"

<sup>10</sup> L'abandon avant 1997 d'un réseau existant en 1994 devrait conduire à la modalité -1. Ce cas étant quasi inexistant dans nos données, nous n'avons retenu que les modalités 1 et 0.

diffuser ou rechercher des informations<sup>11</sup> ; 0 sinon. Compte tenu de la jeunesse de cette technologie nous ferons l'hypothèse qu'à peu près toutes les entreprises utilisatrices d'Internet en 1997 l'ont adoptée entre 1994 et 1997, la variable INET donnant alors simultanément l'information en niveau et en différences. En 1997, 40% des entreprises de l'échantillon déclarent utiliser internet.

L'enquête COI contient, en plus de ces renseignements sur les nouvelles technologies, de nombreuses informations sur l'organisation du travail. Parmi ces informations, nous avons privilégié deux indicateurs : la mise en place de norme de qualité (QUALITE) ou le recours au juste à temps (JAT)<sup>12</sup>. Ces pratiques concernent respectivement 64% et 42% des entreprises de l'échantillon. A la différence de ce qui était fait pour les variables ORDI\_GESTION et ORDI\_PROD, il n'est pas possible de construire un indicateur simple en différences pour la mise en place de normes de qualité ou le recours au juste à temps. En effet, la question rétrospective du recours à ces dispositifs en 1994 n'est pas posée. En revanche, il était demandé aux entreprises, en 1997, l'évolution de la part des salariés concernés par ces dispositifs depuis 1994. Nous définirons donc les évolutions D\_QUALITE et D\_JAT des variables de changements organisationnels comme prenant la valeur 1 si la part des effectifs salariés concernés par ces pratiques a augmenté entre 1994 et 1997, 0 sinon. La mise en place du juste à temps est moins importante sur la période étudiée (20% des entreprises) que l'introduction de normes de qualité (40% des entreprises). Une remarque analogue à celle faite précédemment pour les variables d'informatisation de l'entreprise doit être faite ici. La modalité zéro peut correspondre simultanément à une absence de recours aux normes de qualité ou au juste à temps en 1994 et 1997 ou à un recours identique à ces pratiques aux deux dates.

Les travaux de Janod (2002) ou Greenan (2003) ont mis en évidence les liens importants non seulement entre innovations technologiques et changements organisationnels, mais aussi entre les différentes pratiques au sein de chacun de ces groupes. Ce constat a amené ces auteurs à utiliser des mesures agrégées des pratiques pour estimer l'impact des innovations technologiques ou des dispositifs organisationnels innovants sur la structure de la main-d'œuvre. Afin de pouvoir différencier les effets des différents dispositifs sur l'âge mais aussi de pouvoir construire des variables simples pour les estimations en différences, nous avons privilégié l'utilisation d'indicateurs dichotomiques. Toutefois, le lien entre les différentes pratiques pouvant être très fort, nous avons étudié les corrélations entre nos indicateurs de pratiques innovantes avant de les introduire simultanément dans les estimations. Les corrélations sont données dans les tableaux 1 et 2. Elles sont toujours positives et significatives mais sont inférieures à ce que l'on pouvait anticiper. Elles sont comprises entre 0.08 et 0.55.

Les corrélations entre utilisation de nouvelles technologies ou de pratiques innovantes d'organisation du travail et parts relatives des différentes classes d'âge dans la masse salariale varient selon les groupes d'âge et selon les pratiques (voir Tableaux 4 et 5). L'existence ou la mise en place de réseaux de micro-ordinateurs ou de pratiques de juste à temps sont corrélées positivement et significativement à la présence de jeunes travailleurs dans les entreprises ou à l'augmentation de leur part relative. Les résultats sont inversés pour les plus âgés. Les résultats sont moins clairs pour les autres dispositifs. La section suivante examine ces

---

<sup>11</sup> Question 20 : " En 1997, votre entreprise utilise-t-elle Internet... pour accéder à une messagerie électronique ? ; pour diffuser des informations (page WEB par exemple) ? ; pour rechercher des informations ? "

<sup>12</sup> D'autres variables comme l'organisation en centre de profit ou la formalisation de contrat de type clients/fournisseurs en interne ont aussi été introduites dans les modèles . Ces variables n'étant jamais significatives, nous avons décidé de ne pas les retenir.



corrélations, une fois contrôlé pour les caractéristiques observables des entreprises ainsi que de possibles effets fixes.

## **4. Les résultats**

### **4.1.1 L'impact sur l'âge**

Dans un premier temps, nous estimons le système d'équations exprimant la part dans la masse salariale de chacune des classes d'âge. La classe d'âge des 20-29 ans, prise comme référence, est exclue de l'estimation. Les coefficients correspondants à ces salariés sont calculés en utilisant la condition d'homogénéité, qui résulte du fait que la somme des parts salariales est égale à un. Les variables explicatives supplémentaires sont les salaires relatifs, la valeur ajoutée et le capital (en logarithme), ainsi que des indicatrices de secteur (cinq indicatrices) et de taille d'entreprise (quatre indicatrices). Nous estimons ensuite, en utilisant une méthode analogue, le système d'équation exprimant l'évolution en différences longues sur 1995-1998 des parts dans la masse salariale de chacune des classes d'âge. Comme précédemment, la classe d'âge des 20-29 est prise en référence et le coefficient correspondants à l'évolution pour ces salariés est calculé en utilisant la condition d'homogénéité. Afin de tenir compte de l'évolution naturelle des parts dans la masse salariale due au vieillissement de la main d'œuvre, des variables de contrôle supplémentaires ont été introduites dans la régression. Elles sont définies comme la part des travailleurs dans une classe d'âge donnée en 1995 qui doit changer de catégorie entre 1995 et 1998 sous le seul effet du vieillissement.

Les résultats des estimations en niveau et en différences sont présentés dans le Tableau 5. La part des salariés de 20-29 ans est significativement plus élevée, et celle des plus de 40 ans significativement plus faible, dans les entreprises qui utilisent des micro-ordinateurs en réseau. L'impact sur les travailleurs âgés est plus tardif lorsque le réseau concerne les activités de production. L'utilisation d'Internet a un effet similaire, aussi bien en terme d'ampleur des effets que de significativité. Les entreprises utilisant Internet ont en effet une part plus élevée de 30-39 ans et une part plus faible de 50-59 ans dans leur masse salariale. Enfin, le recours au juste-à-temps est également associé à une part dans la masse salariale plus forte pour les salariés jeunes et plus faible pour les salariés âgés. Les coefficients estimés sont significativement positifs pour les moins de 40 ans et significativement négatifs pour les plus de 50 ans. Les estimations ne mettent pas en évidence d'impact significatif de la mise en place de normes de qualité au sein de l'entreprise.

Les résultats en différences confortent ceux obtenus en niveau, à savoir un lien plutôt positif entre innovations technologiques et organisationnelles et proportion de travailleurs jeunes dans les entreprises et un lien plutôt négatif pour les plus âgés. Les coefficients sont de même signe pour le recours aux réseaux dans les services de gestion, mais les niveaux de significativité varient entre les estimations en niveau et en différences. Pour les secondes, le coefficient est significatif uniquement pour les plus de 50 ans. La même remarque s'applique à l'utilisation d'internet, avec un coefficient significativement différent de zéro pour les plus jeunes uniquement. Pour le juste à temps, les effets mis en évidence en niveau sont robustes pour les 20-29 et les 40-49 ans. Le coefficient relatif à la mise en place de réseaux dans les services de productions devient quand à lui non significatif.

Une fois contrôlé des effets fixes entreprise, on constate donc que l'impact différencié des innovations est conservé, même si les innovations technologiques et organisationnelles apparaissent être moins discriminantes. La baisse de significativité peut s'expliquer par le contrôle de l'hétérogénéité inobservée des entreprises lors de l'estimation du modèle en

différences. Il faut toutefois souligner ici que si les effets observés sont moins significatifs, cela peut aussi être en partie dû à la nature des variables en différences, qui, comme souligné dans la partie précédente, traitent de façon analogue des entreprises ayant recours aux procédés innovants sur toutes la période et d'autres ne les ayant jamais mis en place. De plus, pour les variables de changements organisationnels, seule la variation des effectifs salariés concernés par ces pratiques entre 1994 et 1997 est connue et non leur existence en 1994.

Les résultats obtenus semblent donc accréditer l'idée que l'innovation est biaisée en défaveur des salariés âgés. Les salariés de plus de 50 ans représentent une part plus faible de la masse salariale dans les entreprises utilisant les nouvelles technologies et des dispositifs organisationnels innovants. Le contraire prévaut pour les salariés de moins de 40 ans.

#### **4.1.2 L'impact sur l'âge reste observé au sein des catégories de qualification**

L'impact de l'innovation sur la structure par âge des effectifs est-il le même parmi toutes les catégories de qualification ? L'existence d'un biais de l'innovation en défaveur des moins qualifiés est en effet un résultat robuste dans la littérature économique. Dès lors, il est légitime de se demander si la qualification protège de l'impact négatif de l'innovation sur l'âge, ou si cet impact est au contraire indépendant du niveau de qualification. Afin de répondre à cette question, les équations des parts salariales et leurs évolutions ont été estimées en considérant des catégories de salariés définies à la fois par l'âge et la catégorie socioprofessionnelle (tableaux 6 & 7). A partir de ces régressions, nous calculons l'effet moyen de l'innovation sur chacune des catégories de qualification (cadres et professions intermédiaires, employés, ouvriers), ainsi que l'effet différentiel de l'âge au sein de chaque catégorie. La même décomposition est appliquée au modèle en différences. Dans les deux cas, l'effet total sur une catégorie d'âge et qualification donnés est la somme de l'impact moyen sur la qualification et de l'impact différentiel sur l'âge au sein de la qualification.

En ce qui concerne l'informatisation, les résultats dépendent de l'indicateur retenu. Les résultats obtenus pour le recours à internet ou l'informatisation des services de gestion sont cohérents avec la littérature économique. La part de cadres et professions intermédiaires est plus forte dans les entreprises très informatisées, tandis que la part d'ouvriers y est plus faible. On observe toutefois un impact différentiel au sein des différentes catégories de travailleurs. Dans la majorité des cas, la part des 50-59 ans est significativement plus faible que celles des autres groupes d'âges dans les entreprises innovantes. Deux résultats étonnants apparaissent en ce qui concerne les groupes des jeunes cadres (les 20-29 ans) et des ouvriers les plus âgés (50-59 ans). L'effet différentiel d'internet sur les premiers est significativement négatif alors que l'effet différentiel sur les seconds est positif et significatif. Pour les jeunes cadres, cela pourrait être dû à un effet de composition : cette catégorie compte à la fois les cadres et professions intermédiaires. Or, les cadres pourraient être peu nombreux parmi les moins de 30 ans, du fait d'une entrée plus tardive dans la vie active. L'effet négatif de l'informatisation sur les 20-29 ans très qualifiés relativement aux autres très qualifiés pourrait donc concerner les professions intermédiaires et techniciens, plutôt que les cadres proprement dit. Pour les plus âgés, les ouvriers seniors sont certes moins nombreux dans les établissements qui utilisent internet, mais l'écart avec les établissements qui ne l'utilisent pas est plus faible que pour les ouvriers plus jeunes. Cela indiquerait que, en même temps qu'elles favorisent l'embauche de salariés jeunes mieux formés aux nouvelles technologies, les entreprises qui utilisent internet souhaitent garder un « noyau » de salariés plus anciens, porteurs de savoir-faire spécifiques à l'entreprise. Dans les deux cas l'effet du niveau de qualification reste prédominant. L'effet total est donc bien positif pour les cadres et professions intermédiaires jeunes et négatif pour les ouvriers âgés.

Les résultats obtenus sur les qualifications pour l'indicateur d'informatisation des services de production sont à l'inverse de ceux obtenus pour les autres indicateurs d'innovation technologique. En effet, pour cet indicateur, la part des ouvriers dans la masse salariale est significativement plus élevée que celle des autres catégories de travailleurs. Ceci peut s'expliquer par le fait que cet indicateur est très lié aux structures de production des entreprises. Les effets différentiels par âge sont importants et vont dans le sens attendu. L'utilisation de réseaux d'ordinateurs dans les services de production joue positivement sur les parts salariales des plus jeunes et négativement sur celles des plus âgés. Pour les seniors, la limite d'âge varie d'une qualification à l'autre. Parmi les cadres, seuls les plus de 40-49 ans semblent affectés négativement alors que pour les ouvriers, cette corrélation négative s'observe pour les plus de 50 ans. Les impacts différentiels ne sont jamais significatifs pour les employés.

Le lien entre changements organisationnels et part des différentes catégories dans la masse salariale dépend du dispositif considéré. Alors que le lien entre âge et normes de qualités n'était jamais significatif, il devient négatif et significatif pour les cadres âgés de plus de 50 ans lorsque l'on introduit les qualifications dans les estimations. L'effet différentiel pour les ouvriers de plus de 50 ans est quand à lui positif et significatif, mais compte tenu des écarts-type des effets moyen et différentiel pour cette catégorie, il semble difficile de considérer que l'effet total est strictement positif<sup>13</sup>. Pour finir, si l'effet du recours au juste à temps semble plutôt négatif pour les cadres et positifs pour les ouvriers, l'effet total en défaveur des salariés âgés s'observe quelle que soit la catégorie de travailleurs.

Les signes obtenus pour les coefficients du modèle en différences sont cohérents avec ceux obtenus pour les estimations en niveau. Lorsqu'ils sont significatifs, les résultats obtenus confortent l'idée d'un biais en défaveur de l'âge. Comme pour les estimations du modèle par âge, deux éléments peuvent expliquer la faible significativité des coefficients : d'une part, la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée des entreprises lors de l'estimation du modèle en différences ; d'autre part, la nature des indicateurs en différences retenus pour les nouvelles technologies et les dispositifs organisationnels innovants.

## 5 Conclusion

Cette étude conforte les résultats Aubert et al. (2004), Schöne (2004) et Beckman (2004). En premier lieu, l'innovation semble « biaisée » en défaveur des salariés les plus âgés. Dans les entreprises utilisant les nouvelles technologies ou des dispositifs d'organisation du travail innovants, les plus de 50 ans représentent une part significativement plus faible de la masse salariale, alors que les moins de 40 ans représentent une part plus élevée. Les effets relatifs dépendent des dispositifs mis en place. Ces résultats sont confirmés lorsque l'on contrôle de l'hétérogénéité inobservée des entreprises.

En second lieu, ce caractère biaisé de l'innovation en défaveur de l'âge s'observe au sein de toutes les catégories de qualifications. La qualification ne « protégerait » donc pas de l'impact de l'innovation sur l'emploi des salariés âgés. Les effets sont moins souvent significatifs lorsque l'on travaille sur les évolutions des parts relatives des différentes catégories de travailleurs en fonction de l'évolution des innovations technologiques ou des dispositifs organisationnels que lorsque l'on travaille en niveau. Les tendances restent toutefois conservées.

---

<sup>13</sup> Les coefficients sont respectivement égaux à -0.237 et 0.253 avec des écart-types de l'ordre de 0.2.

Une question importante soulevée par ces résultats est la nature transitoire ou permanente du biais technologique jouant en défaveur des salariés âgés. En effet, les implications en terme de politique économique diffèrent si les innovations techniques et organisationnelles jouent de façon permanente en défaveur des plus âgés ou si elles ont un impact transitoire et ne durent que le temps qu'ils s'habituent à leur nouvel environnement de travail. Dans le second cas, on devrait évoluer, dans les années à venir, vers une situation plus favorable aux salariés âgés. Dans le premier cas, il semble important de favoriser la formation tout au long de la vie afin de permettre aux salariés de faire face aux évolutions de leur environnement de travail. La réflexion sur la nature transitoire ou permanente du biais technologique mérite donc d'être approfondie.

## BIBLIOGRAPHIE

- Aubert P., Caroli E. et Roger M., 2004, "New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce : Firm-Level Evidence", Document de Travail INSEE, G2004/07.
- Beckmann M., 2004, "Age Biased Technological and Organizational Change: Firm-Level Evidence for West Germany ", mimeo, University of Munich.
- Berman E., Bound J. et Griliches Z., 1994, "Changes in the Demand for Skilled Labor within US Manufacturing : Evidence from the Annual Survey of Manufactures", *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), pp. 367-397.
- Biscourp P., Crepon B., Heckel T. et Riedinger N., 2002, "How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach", *Economie et Statistique* n°355-356, pp. 3-20.
- Blanchflower D. et Burgess A., 1997, "New Technology and Jobs: comparative evidence from a two-country study", *Economics of Innovation and New Technology*, 6(1/2).
- Borghans L. et Ter Weel B., 2002, "Do Older Workers Have More Trouble Using a Computer than Younger Workers?", in A. de Grip, J. van Loo and K. Mayhew eds: "The Economics of Skills Obsolescence", *Research in Labor Economics*, vol. 21, pp. 139-73.
- Bresnahan T., Brynjolfsson E. et Hitt L., 2002, "Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm Level Evidence", *The Quarterly Journal of Economics*, 117(1), pp. 339-76.
- Caroli E., 2001, "Organizational Change, New Technologies and the Skill Bias: What do we Know?", in P. Petit et L. Soete eds: *Technology and the Future of European Employment*, Edward Elgar, pp. 259-92.
- Caroli E. et Van Reenen J., 2001, "Skill biased organizational change? Evidence from a panel of British and French establishments", *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), pp. 1449-92.
- Chennells L. et Van Reenen J., 2002, "Has Technology hurt the less skilled workers? An econometric survey of the effects of technical change on the structure of pay and jobs", in L'Horty Y., Greenan N. et Mairesse J. eds, *Productivity, Inequality and the Digital Economy*, MIT Press, pp. 175-225..
- Commission Européenne, 2003, *Employment in Europe 2003*, Département de l'Emploi et des Affaires Sociales.
- Friedberg L., 2003, "The impact of Technological Change on Older Workers: Evidence from Data on Computer Use", *Industrial and Labor Relations Review*, 56(3), pp. 511-29.
- Gollac, M., Greenan N. et Hamon-Cholet S., 2000, "L'informatisation de l'"ancienne" économie: nouvelles machines, nouvelles organisations et nouveaux travailleurs ", *Economie et Statistique*, N°339-340, pp. 171-201.

- Greenan N., 2003, "Organizational Change, Technology, Employment and Skills: an Empirical Study of French Manufacturing", *Cambridge Journal of Economics*, 27(2), pp. 287-316.
- Heckman J, 2000, "Policies to foster human capital", *Research in Economics*, 54(1), pp. 3-56.
- Janod V., 2002, "Changement Organisationnel, Qualifications et Croissance", Thèse de Doctorat, Université Paris-I.
- Schöne, P., 2004, "New Technologies, New Work Practices and the Age Structure of the Workers: Correlates or Causality?", mimeo, Institute for Social Research, Oslo.
- Van Reenen J, 1997, "Technological Innovation and Employment in a Panel of British Manufacturing Firms", *Journal of Labor Economics*, 15(2), pp. 255-284.
- Weinberg B, 2002, "New Technologies, Skills Obsolescence and Skill Complementarity", in A. de Grip, J. van Loo and K. Mayhew eds: "The Economics of Skills Obsolescence", *Research in Labor Economics*, vol. 21, pp. 101-118.

**Tableau 1 : Corrélations entre les différentes pratiques innovantes  
(en niveau)**

	ORDI_ GESTION	ORDI_ PROD	INET	QUALITE	JAT
ORDI_GESTION	1,00	0,55	0,23	0,18	0,13
ORDI_PROD	0,55	1,00	0,24	0,24	0,18
INET	0,23	0,24	1,00	0,25	0,15
QUALITE	0,18	0,24	0,25	1,00	0,27
JAT	0,13	0,18	0,15	0,27	1,00

**Tableau 2 : Corrélations entre les différentes pratiques innovantes  
(en différences)**

	D_GESTION	D_PROD	D_INET	D_QUALITE	D_JAT
D_GESTION	1,00	0,55	0,16	0,12	0,08
D_PROD	0,55	1,00	0,17	0,17	0,13
D_INET	0,16	0,17	1,00	0,26	0,18
D_QUALITE	0,12	0,17	0,26	1,00	0,41
D_JAT	0,08	0,13	0,18	0,41	1,00

**Tableau 3 : Coefficients de corrélation entre les indicateurs d'innovation et les parts dans la masse salariale**

	ORDI_GESTION	ORDI_PROD	INET	QUALITE	JAT
20 à 29 ans	<b>0,039**</b>	<b>0,044**</b>	<b>-0,032**</b>	-0,017	<b>0,073**</b>
30 à 39 ans	0,023	0,004	0,016	-0,004	<b>0,026*</b>
40 à 49 ans	-0,014	0,006	0,022	<b>0,031*</b>	0,004
50 à 59 ans	<b>-0,040**</b>	<b>-0,045**</b>	-0,009	-0,009	<b>-0,087**</b>

Remarque : les corrélations significatives à 5% (resp. à 10%) sont indiquée par \*\* (resp. par \*)

**Tableau 4 : Coefficients de corrélation entre les variations des indicateurs d'innovation et les variation des parts dans la masse salariale**

	D_GESTION	D_PROD	D_INET	D_QUALITE	D_JAT
20 à 29 ans	<b>0,036**</b>	0,024	<b>0,039**</b>	<b>0,035**</b>	<b>0,041**</b>
30 à 39 ans	<b>0,030*</b>	-0,001	-0,009	-0,001	0,010
40 à 49 ans	<b>-0,043**</b>	-0,017	<b>-0,028*</b>	-0,013	<b>-0,029*</b>
50 à 59 ans	-0,011	-0,001	0,009	-0,014	-0,011

Remarque : les corrélations significatives à 5% (resp. à 10%) sont indiquée par \*\* (resp. par \*)



**Tableau 5 : Parts des classes d'âge dans la masse salariale  
MCGJ (coefficients multipliés par 100)**

<b>Modèle en niveau</b>	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, services de gestion (ORDI_GESTION)	<b>0,759**</b> (0,368)	0,673 (0,441)	<b>-0,870**</b> (0,411)	-0,562 (0,455)
Ordinateurs en réseaux, services e production (ORDI_PROD)	<b>0,934**</b> (0,355)	0,008 (0,425)	0,092 (0,396)	<b>-1,036**</b> (0,439)
Internet (INET)	0,292 (0,336)	<b>1,108**</b> (0,403)	-0,492 (0,376)	<b>-0,909**</b> (0,416)
Normes de qualité (QUALITE)	-0,085 (0,352)	0,252 (0,422)	0,191 (0,393)	-0,358 (0,435)
Juste à temps (JAT)	<b>1,486**</b> (0,309)	<b>0,889**</b> (0,370)	<b>-0,592*</b> (0,345)	<b>-1,784**</b> (0,382)
Capital physique	<b>-0,887**</b> (0,166)	-0,284 (0,199)	<b>0,368**</b> (0,185)	<b>0,802**</b> (0,205)
Valeur ajoutée	-0,241 (0,258)	0,054 (0,309)	-0,299 (0,288)	0,485 (0,319)
<b>Modèle en différences</b>	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, services de gestion (D_GESTION)	0,246 (0,191)	0,144 (0,189)	-0,010 (0,193)	<b>-0,380**</b> (0,192)
Ordinateurs en réseaux, services de production (D_PROD)	0,246 (0,209)	-0,020 (0,207)	-0,255 (0,212)	0,029 (0,021)
Internet (INET)	<b>0,415**</b> (0,177)	0,075 (0,176)	-0,257 (0,179)	-0,233 (0,178)
Normes de qualité ((D_QUALITE)	0,095 (0,182)	-0,099 (0,180)	0,247 (0,185)	-0,243 (0,183)
Juste à temps ((D_JAT)	<b>0,445**</b> (0,210)	0,084 (0,208)	<b>-0,372*</b> (0,213)	-0,158 (0,211)
Capital physique	<b>1,123**</b> (0,214)	0,253 (0,212)	<b>-0,552**</b> (0,217)	<b>-0,929**</b> (0,214)
Valeur ajoutée	<b>2,136**</b> (0,182)	0,094 (0,180)	<b>-1,480**</b> (0,18)	<b>-0,751**</b> (0,182)

1. Cette table donne les coefficients estimés des variables, issus des estimations jointes des équations de parts salariales de toutes les classes d'âge à l'exception de la première avec la méthode des moindres carrés généralisés joints. Les contrôles sont les salaires relatifs des classes d'âge (respectivement les évolutions des salaires relatifs, pour le modèle en différence), cinq indicatrices de secteur et quatre indicatrices de taille d'entreprise. Pour le modèle en différence, on contrôle de plus la part en 1995 de chaque classe d'âge qui doit changer de catégorie entre 1995 et 1998 sous le seul effet du vieillissement (par exemple, les 27-29 ans en 1995 : ces salariés sont dans la classe des 20-29 ans en 1995, mais doivent passer dans celles des 30-39 ans en 1998, sous le seul effet du vieillissement).

2. Les coefficients de la première classe d'âge (20-29 ans) sont estimés à partir des conditions d'homogénéité :

$$\gamma_{20-29,ORDI\_GESTION} = -\gamma_{30-39,ORDI\_GESTION} - \gamma_{40-49,ORDI\_GESTION} - \gamma_{50-59,ORDI\_GESTION} \text{ etc.}$$

3. Les écarts types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par \*\*, celles à 10% par \*.

**Tableau 6 : Parts dans la masse salariale  
par catégories d'âge et de qualifications - 1998  
MCGJ (coefficients multipliés par 100)**

Cadres et professions intermédiaires					
	Cadres - PI	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	<b>1,039</b> (0,180)	-0,270 (0,180)	<b>0,551**</b> (0,277)	<b>0,572**</b> (0,262)	<b>-0,854**</b> (0,311)
Ordinateurs en réseaux, production	-0,242 (0,173)	<b>0,407**</b> (0,173)	0,071 (0,267)	<b>-0,440*</b> (0,253)	-0,039 (0,300)
Internet	<b>2,362**</b> (0,164)	<b>-0,951**</b> (0,164)	<b>1,778**</b> (0,252)	0,194 (0,238)	<b>-1,022**</b> (0,283)
Normes de qualité	<b>0,497**</b> (0,396)	0,150 (0,172)	0,343 (0,265)	0,224 (0,251)	<b>-0,718**</b> (0,298)
Juste à temps	<b>-0,561**</b> (0,151)	<b>0,539**</b> (0,151)	<b>0,564**</b> (0,233)	-0,274 (0,220)	<b>-0,829**</b> (0,261)
Employés					
	Employés	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	<b>0,124*</b> (0,069)	<b>0,144*</b> (0,080)	0,077 (0,093)	-0,147 (0,090)	<b>-0,075*</b> (0,088)
Ordinateurs en réseaux, production	<b>-0,129*</b> (0,065)	0,054 (0,077)	-0,038 (0,090)	0,079 (0,087)	-0,096 (0,084)
Internet	<b>0,148**</b> (0,062)	<b>0,122*</b> (0,073)	0,110 (0,085)	-0,025 (0,082)	<b>-0,207**</b> (0,080)
Normes de qualité	<b>-0,260**</b> (0,066)	-0,028 (0,077)	0,005 (0,089)	0,014 (0,086)	0,009 (0,084)
Juste à temps	-0,082 (0,058)	<b>0,133**</b> (0,067)	-0,039 (0,078)	-0,086 (0,076)	-0,013 (0,074)
Ouvriers					
	Ouvriers	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	<b>-1,163**</b> (0,196)	<b>0,809**</b> (0,285)	0,118 (0,292)	<b>-0,115**</b> (0,289)	0,232 (0,251)
Ordinateurs en réseaux, production	<b>0,371*</b> (0,189)	<b>0,527*</b> (0,275)	-0,062 (0,281)	0,200 (0,279)	<b>-0,666**</b> (0,242)
Internet	<b>-2,511**</b> (0,179)	<b>1,106**</b> (0,259)	<b>-0,689**</b> (0,266)	<b>-0,919**</b> (0,263)	<b>0,543**</b> (0,228)
Normes de qualité	-0,237 (0,188)	-0,253 (0,273)	-0,060 (0,279)	0,059 (0,277)	<b>0,253*</b> (0,240)
Juste à temps	<b>0,643**</b> (0,165)	<b>0,859**</b> (0,239)	0,302 (0,245)	-0,112 (0,243)	<b>-1,051**</b> (0,211)

1. Les coefficients  $\hat{\gamma}$  de cette table sont calculés à partir des coefficients estimés  $\hat{\gamma}$  des variables *ORDI\_GESTION*, *ORDI\_PROD*, *INET*, *QUALITE* et par les moindres carrés généralisés joints (MCGJ). Les estimations  $\hat{\gamma}$  pour les cadres et professions intermédiaires âgés de 20 à 29 ans sont obtenus à partir des conditions d'homogénéité. L'effet total sur une catégorie d'âge et qualification donnés est la somme de l'impact moyen sur la qualification et de l'impact différentiel sur l'âge au sein de la qualification. Les coefficients reportés pour les catégories professionnelles sont sur les 4 classes d'âges de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{ouvriers} = \frac{1}{4} (\hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{20-29,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{30-39,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{40-49,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{50-59,ouvriers})$$

Les coefficients publiés pour les tranches d'âge au sein de la catégorie sont nets de l'effet moyen de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{40-49,ouvriers} = \hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{40-49} - \tilde{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{ouvriers}$$

3. Les variables de contrôle utilisées sont quatre indicatrices de taille, cinq indicatrices de secteur de l'entreprise, ainsi que les logarithmes de la valeur ajoutée et du capital physique.

4. Les écarts types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par \*\*, celles à 10% par \*.

**Tableau 7 : Différences des parts dans la masse salariale par catégories d'âge et de qualifications – 1995- 1998**  
**MCGJ (coefficients multipliés par 100)**

Cadres et professions intermédiaires					
	Cadres - PI	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	0,062 (0,090)	0,073 (0,121)	0,163 (0,165)	0,143 (0,166)	<b>-0,380**</b> (0,172)
Ordinateurs en réseaux, production	0,028 (0,099)	0,064 (0,133)	0,050 (0,181)	-0,251 (0,181)	0,136 (0,189)
Internet	<b>0,433**</b> (0,086)	0,023 (0,115)	0,201 (0,157)	0,001 (0,015)	-0,226 (0,164)
Normes de qualité	<b>0,192**</b> (0,086)	0,069 (0,116)	-0,075 (0,158)	0,198 (0,158)	-0,192 (0,164)
Juste à temps	-0,025 (0,100)	<b>0,246*</b> (0,134)	0,049 (0,182)	-0,085 (0,182)	-0,210 (0,189)
Employés					
	Employés	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	-0,031 (0,048)	<b>0,109*</b> (0,063)	-0,068 (0,074)	-0,094 (0,064)	0,053* (0,060)
Ordinateurs en réseaux, production	0,008 (0,052)	0,032 (0,069)	-0,035 (0,081)	0,042 (0,070)	-0,040 (0,065)
Internet	-0,004 (0,045)	0,006 (0,060)	0,004 (0,070)	0,017 (0,061)	-0,028 (0,057)
Normes de qualité	-0,037 (0,045)	-0,022 (0,060)	0,054 (0,070)	0,035 (0,061)	-0,068 (0,057)
Juste à temps	-0,041 (0,052)	-0,063 (0,069)	0,077 (0,081)	-0,087 (0,071)	0,072 (0,066)
Ouvriers					
	Ouvriers	Age 20-29	Age 30-39	Age 40-49	Age 50-59
Ordinateurs en réseaux, gestion	-0,032 (0,089)	-0,009 (0,014)	0,099 (0,138)	-0,035 (0,132)	-0,055 (0,118)
Ordinateurs en réseaux, production	-0,036 (0,097)	0,189 (0,163)	-0,068 (0,151)	-0,096 (0,145)	-0,024 (0,129)
Internet	<b>-0,429**</b> (0,085)	0,088 (0,142)	-0,025 (0,131)	-0,156 (0,125)	0,093 (0,112)
Normes de qualité	<b>-0,155*</b> (0,085)	-0,065 (0,142)	-0,007 (0,132)	0,050 (0,127)	0,021 (0,112)
Juste à temps	0,067 (0,098)	<b>0,331**</b> (0,164)	-0,061 (0,152)	-0,208 (0,146)	-0,061 (0,129)

1. Les coefficients  $\tilde{\gamma}$  de cette table sont calculés à partir des coefficients estimés  $\hat{\gamma}$  des variables *ORDI\_GESTION*, *ORDI\_PROD*, *INET*, *QUALITE* et *JAT* par les moindres carrés généralisés joints (MCGJ). Les estimations  $\hat{\gamma}$  pour les cadres et professions intermédiaires âgés de 20 à 29 ans sont obtenus à partir des conditions d'homogénéité. L'effet total sur une catégorie d'âge et qualification donnés est la somme de l'impact moyen sur la qualification et de l'impact différentiel sur l'âge au sein de la qualification. Les coefficients reportés pour les catégories professionnelles sont sur les 4 classes d'âges de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{ouvriers} = \frac{1}{4} (\hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{20-29,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{30-39,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{40-49,ouvriers} + \hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{50-59,ouvriers})$$

Les coefficients publiés pour les tranches d'âge au sein de la catégorie sont nets de l'effet moyen de la catégorie :

$$\tilde{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{40-49,ouvriers} = \hat{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{40-49} - \tilde{\gamma}_{ORDI\_GESTION}^{ouvriers}$$

3. Les variables de contrôle utilisées sont quatre indicatrices de taille et cinq indicatrices de secteur de l'entreprise, ainsi que les logarithmes de la valeur ajoutée et du capital physique. On contrôle également la part en 1995 de chaque classe d'âge et qualification qui doit changer de catégorie entre 1995 et 1998 sous le seul effet du vieillissement.

4. Les écarts types estimés, corrigés de l'hétéroscédasticité, sont entre parenthèses. Les estimations significatives à 5% sont signalées par \*\*, celle à 10% par \*